

Causes et conséquences d'une erreur d'interprétation méthodologique :

La libéralisation mesurée par les processus ARCH-M de Christopher Barrett (1997)

Véronique Meuriot^{*} - Abdoul Salam Diallo[♦]

Résumé : L'économétrie ne peut se résumer à « une boîte à outils ». La mesure de l'économie nécessite une double compétence, à savoir celle de la science économique et celle des méthodes économétriques. L'analyse d'un article de Christopher Barrett (1997) sur la mesure des effets de volatilité induits par la libéralisation des échanges est un exemple patent du risque de confusion économétrique lorsque l'économiste maîtrise peu ou mal cette polycompétence. Le danger inéluctable réside dans les recommandations de politique économique quasi systématiques proposées par les auteurs.

L'analyse du papier de Barrett offre l'occasion d'apprécier les conséquences du manque de polycompétence ou *l'illusion d'une polycompétence*.

Abstract : Econometrics cannot come down to “a toolbox”. The measurement of the economy requires a double competence, namely that of the economic science and that of the econometric methods. The analysis of an article by Christopher Barrett (1997) about the measure of the effects of volatility induced by the exchanges liberalization is an obvious example of the econometric risk of confusion when the economist controls little or badly this polycompetence. The inescapable danger lies in the quasi systematic recommendations of economic policy suggested by the authors.

The analysis of the paper of Barrett offers the opportunity to appreciate the consequences of the lack of polycompetence or *the illusion of a polycompetence*.

^{*} CIRAD, ART-Dev, UMR 5281 - TA C-113/15 - 34398 MONTPELLIER cedex 5 - FRANCE

[♦] UFR d'Économie, LAMETA, UMR 5474, Av. R. Dugrand - Site de Richter C.S. 79606 34960 MONTPELLIER Cedex 2 - FRANCE

Introduction

La « mesure du développement » s'inscrit dans l'interdisciplinarité pour autant que l'on considère alors la science économique comme une *métadiscipline*. Elle devient la réunion de l'économie du développement et de l'économétrie, cette dernière constituant l'arsenal des méthodes quantitatives dédiées à la science économique. Nous entrons là dans le domaine de l'interdisciplinarité selon Edgar Morin. L'un des axes de progression de la science est certainement cette interdisciplinarité. Morin (1994) parle de « *complexifications de disciplines en champs polycompétents. [...] Les disciplines sont pleinement justifiées intellectuellement à condition qu'elles gardent un champ de vision qui reconnaisse et conçoive l'existence des liaisons et des solidarités. Plus encore, elles ne sont pleinement justifiées que si elles n'ocultent pas de réalités globales.* » Ainsi en est-il de la « mesure du développement » dans laquelle l'économie du développement et l'économétrie doivent parvenir à l'échange de connaissances mutuelles. Dans le cas présent, nous nous baserons sur ce que Morin nomme « la polycompétence du chercheur » dans l'analyse des travaux de Christopher Barrett en 1997. Notons dès à présent que l'interdisciplinarité n'est pas circonscrite au travail du chercheur, mais également aux lieux de publication qui doivent réciproquement s'entourer de cette polycompétence pour assurer une cohérence intellectuelle à la progression de la science.

Les problématiques agricoles, par exemple, obéissent à des lois particulières issues du monde agricole ; l'économétrie obéit à ses propres règles, conjuguant les mathématiques, les statistiques et l'économie. La difficulté de la mesure du développement réside alors dans l'harmonisation des deux disciplines, à savoir *quels outils pour quelles problématiques ?* La rigueur du raisonnement nous conduit à hiérarchiser la mutualisation des connaissances entre les deux disciplines. Ainsi, la priorité doit être donnée à la problématique économique, le recours à l'économétrie sera guidé par elle de façon *ad hoc*. La problématique doit donc primer sur l'outil aussi perfectionné soit-il, en économie tout du moins. C'est bien ce qu'observe Barret lorsque dans son article de 1997¹ il propose de tester les effets de la libéralisation des échanges sur certains prix de denrées alimentaires. Dès l'introduction, il expose la problématique qui sera ensuite testée : « *La question [...] curieusement négligée jusqu'ici est de savoir si les réformes d'orientation des marchés ont réellement stimulé les prix des denrées alimentaires, comme on le présume généralement.* » (1997a, p. 155). Il exprime ensuite les « règles » économiques liées à la libéralisation. Dans le paragraphe suivant, il affirme qu'il n'existe pas de théorie « bien articulée » permettant de comprendre comment les distributions stochastiques de prix répondent à la libéralisation économique. Dans le corps du texte, il respectera cette « hiérarchie » entre problématique et instrument. Dans la deuxième section du papier, Barrett s'oriente tout naturellement vers les modèles ARCH-M (*AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity in Mean*) de Engle, Lilien et Robins (1987) et tente d'approcher les effets de la libéralisation sur le prix des denrées

¹ 1997(a).

alimentaires par des mesures de volatilité sur les séries de prix concernées. Cependant, la lecture que fait Barrett des éléments théoriques proposés par Engle (1982) puis Engle, Lilien et Robins (1987) le conduit vers une interprétation erronée de la volatilité. Le modèle de volatilité qu'il construit réintroduit dans la chronique de variance résiduelle les variables exogènes □ initialement utilisées dans l'équation de la moyenne afin d'expliquer le phénomène économique, ce qui lui confère la propriété de « conditionnalité » par rapport à l'information causale jugée pertinente. Cette redondance, mathématique dans un premier temps, trahit la philosophie de la modélisation ARCH telle qu'imaginée par Engle en 1982. Elle dévoie la notion même de volatilité des séries temporelles. Les estimations qui en découlent, pour rigoureuse qu'elles semblent être, ne sauraient produire une mesure de la volatilité contrairement à l'intuition de Barrett. Cette erreur d'interprétation sur l'élément théorique lui donne l'*impression* de travailler sur la volatilité alors qu'il n'en est rien : la réintroduction des variables exogènes à cet endroit de la modélisation est un parfait contresens théorique. Mais alors, qu'a donc estimé Barrett ?

Les conséquences épistémologiques qui découlent de cette erreur d'interprétation sont de deux ordres. Tout d'abord, la méprise sur l'outil économétrique peut s'avérer dangereuse puisqu'elle conduit dans le cas présent à des conclusions d'ordre économique et géopolitique. Ces conclusions serviront dans bien des cas à éclairer les décideurs politiques. Ensuite, l'erreur d'interprétation dans son acception théorique sera reproduite, générant ainsi un biais de publication conséquent (le papier de Barrett est largement repris et cité encore aujourd'hui).

L'analyse épistémologique de ce type d'erreur offre une mise en perspective compréhensive de la difficulté de la mesure des phénomènes économiques. Afin d'éclairer la critique, nous rappellerons les éléments généraux relatifs d'une part à l'économie (agricole) puis à l'analyse économétrique (des séries temporelles). Nous reviendrons ensuite sur les fondements de la modélisation de type ARCH : quelles étaient les interrogations épistémologiques de Engle à ce moment-là ? Que voulait-il démontrer ? Que cherchait-il à modéliser ? En quoi l'extension au modèle ARCH-M était-elle nécessaire ? Nous poursuivrons l'investigation par « ce que cherchait à démontrer Barrett ». Enfin, à la lumière d'un exemple sur le prix du riz en Afrique subsaharienne considéré comme équivalent à l'expérimentation proposée par Barrett², nous établirons une comparaison entre les résultats issus d'une modélisation « à la Barrett » et ceux qu'ils auraient dû être selon la philosophie de Engle. Nous concluons sur les écarts économétriques introduits par l'erreur d'interprétation et l'importance des conséquences induites dans les recommandations de politique économique qui en découlent.

1. Des difficultés de l'interdisciplinarité entre économie (agricole) et économétrie

1.1 De l'économie (agricole)

² Barrett ne présente pas ses données. Il nous a donc été impossible d'utiliser ses modèles.

L'économie dans son acception la plus large désigne l'organisation des activités humaines liées à la production, à la répartition, à la consommation et aux flux de biens et services. Elle est donc au cœur de la vie des *agents économiques*. Elle s'intéresse ainsi à l'humain, ce que l'économétrie ne perçoit pas directement. L'agent économique est à son tour appréhendé comme un « homo oeconomicus » à partir du courant néo-classique, nom barbare désignant une espèce de maquette du comportement humain imparfaite ou *ad hoc* puisque répondant à des schémas comportementaux très simples et surtout dans un environnement aseptisé (*ceteris paribus*).

L'économie agricole, encore parfois désignée sous le vocable d'économie *rurale*, centre son objet d'étude sur l'utilisation de certaines ressources naturelles à destination de la satisfaction des besoins primaires (alimentaires) des individus. Il y a donc une recherche d'allocation optimale des ressources agricoles liées à l'exploitation du sol. Mais, au-delà de l'optimisation de ces ressources, intervient l'individu qui a certes des besoins primaires à satisfaire – ce qui demeure de l'ordre de l'allocation économique classique – mais également des préférences souvent liées à des aspects non économiques telles que l'ethnographie, la culture, l'appartenance au clan, etc. Ses aspects sont plus saillants dans les pays économiquement pauvres qui sont aussi un lieu d'étude privilégié de l'économie agricole. Ces facteurs socio-économiques discrétisent l'analyse par les économistes agricoles qui travaillent bien souvent en pluridisciplinarité avec les sociologues, les anthropologues et les ethnologues. Nous commençons à percevoir là la distance entre l'économie (agricole) et l'économétrie.

1.2 De l'économétrie (des séries temporelles)

L'économétrie s'est construite sur les mathématiques et les statistiques, en les modelant de sorte à s'harmoniser aux problématiques économiques. Ce qui lui confère à la fois son originalité et sa complexité, voire son hermétisme. Elle construit des *modèles*, des représentations, *en moyenne* sur la base d'observations réelles de phénomènes économiques. Née officiellement le 29 décembre 1930, l'économétrie structurelle a dominé jusqu'en 1972, date à laquelle Robert Lucas dénoncera ses insuffisances notamment dans la prise en compte des anticipations des agents économiques. Dès lors l'économétrie va s'ouvrir au domaine des séries temporelles. Cette extension dans la dimension temporelle deviendra extrêmement féconde puisqu'elle s'exprimera non plus seulement sur des systèmes économiques macroéconomiques mais également sur l'étude ciblée de phénomènes, leur compréhension, leur prévision... Cependant, cette discipline – comme toute discipline – observe ses propres règles. Ainsi, l'humain n'est pas au centre de l'étude : ses comportements s'inscrivent indirectement dans l'analyse en transitant par l'ensemble d'informations inféré par la résolution de la problématique en question. Les réactions des variables retenues pour explorer une problématique seront induites par les comportements économiques (des agents). L'analyse économétrique par les séries temporelles apporte la dimension comportementale dynamique à l'instar de la psychanalyse chez les individus : il ne s'agit plus de regarder une photographie (figée à un moment donné du temps) mais bel et bien d'appréhender l'histoire d'un individu ou d'un groupe d'individu. Ainsi, l'économétrie des séries temporelles s'est assignée comme objectif d'« ajuster » les techniques mathématiques et les statistiques de sorte

à comprendre au mieux l'évolution de tel ou tel phénomène économique, de telle ou telle problématique. L'intérêt pour l'évolution la distingue de l'économétrie structurelle et la singularise à l'intérieur de la discipline.

La prise en compte de la dimension temporelle dans la modélisation de phénomènes économiques peut se révéler délicate. Son introduction bouleverse les schémas classiques d'analyse quantitative. Ainsi, avant d'étudier le modèle-problématique, il convient d'étudier individuellement chaque variable comme un modèle-processus. Les contours de la problématique retenue ont sélectionné un ensemble de variables jugées cohérentes par une approche compréhensive. Mais le raisonnement dans le temps nous amène à nous interroger sur l'histoire de chacune de ces variables, ce que l'on nomme « identification du processus générateur » de la variable. Car *in fine* l'évolution propre à chacune des variables retenues aura un impact plus ou moins important dans l'estimation du modèle-problématique. L'économétrie des séries temporelles est capable d'identifier, de mesurer et de comprendre l'évolution dynamique des phénomènes économiques. Seule l'intégration de la dimension temporelle confère le cadre d'analyse adéquat pour réaliser des investigations dynamiques. Ces investigations peuvent convenir pour mesurer des phénomènes de transmission plus ou moins parfaite (respectivement cointégration et modèles vectoriels autorégressifs), mais aussi des volatilités par les modèles de type ARCH (Engle, 1982) tels qu'utilisés par Barrett dans son article.

2. Les fondements de la modélisation de type ARCH : Engle (1982)

Robert Engle a suivi une formation initiale en physique et en mathématiques, mais décide de faire une thèse en économétrie, sous la direction de Liu, qui l'initiera aux séries temporelles. La macroéconomie sera son champ d'étude. Rapidement, son intérêt se porte sur la conjecture de Milton Friedman, notamment sur le rôle de l'inflation dans l'évolution du cycle économique. Cette problématique le ramène à l'influence des anticipations des agents économiques et donc à la critique de Lucas (1972) sur les insuffisances de l'économétrie structurelle « classique » □ par opposition à l'économétrie « moderne » dont le courant majeur est celui des séries temporelles.

2.1 Les interrogations épistémologiques

La question de la prise en compte des anticipations dans les modèles économétriques pose un problème *nouveau*. Depuis les travaux de Muth (1961) introduisant la notion d'*anticipations rationnelles*, tout le monde s'accorde à reconnaître leur influence dans les mécanismes économiques. Comme Mignon (2010, p. 24) le rappelle : « [...] si l'agent connaît les variables influençant la variable à prévoir et la relation liant ces deux catégories de variables, il formera des anticipations rationnelles. On suppose dès lors une coïncidence parfaite entre le modèle utilisé par l'agent pour former ses anticipations et le modèle de fonctionnement de l'économie. » Cependant, comment intégrer ces mécanismes dans les modèles de séries temporelles ? Les *influences* que souligne Mignon sont bien au cœur du problème. Nous comprenons qu'elles proviennent de variables *secondaires* qui seraient en

relation avec les variables économiques à estimer *stricto sensu*. Elles influencent à la marge le phénomène étudié. L'idée de Engle est alors de raisonner sur la variance du modèle.

2.1.1 - Les anticipations seraient repérables sur la variance du modèle...

Par définition, la variance est « la moyenne des carrés des écarts par rapport à la moyenne ». Elle contient donc toute l'information « en dehors » de la norme. Ainsi, les influences des variables secondaires sont logiquement repérables dans la variance. Cette traduction mathématique réalisée par Engle pose un problème majeur du point de vue de la modélisation. Si les influences apparaissent dans la variance, non seulement elles déforment au moins ponctuellement la distribution statistique de la variable étudiée, mais elles risquent de brouiller l'information en créant des dépendances statistiques au cours du temps (autocorrélations). En d'autres termes, la variance n'est plus constante au cours du temps et les résidus de l'estimation deviennent alors hétéroscédastiques. Or, les techniques d'estimation standard reposent sur l'hypothèse forte d'homoscédasticité des résidus. Les estimateurs des coefficients de la régression principale deviennent non efficaces, les limites des zones de test devenant floues ou brouillées par cette dépendance de la variance au temps. Engle est donc face à un problème fondamental. Son intuition le guide vers l'étude de modèles avec hétéroscédasticité résiduelle, ce qui est une violation des hypothèses de base de l'économétrie. Le problème qu'il tente de résoudre appartient au domaine non linéaire puisqu'un processus ayant une variance non constante au cours du temps est équivalent à un processus au comportement non linéaire. Ainsi, Engle est face à trois difficultés méthodologiques liées à l'hétéroscédasticité :

- Prendre en compte des changements dans les modèles macroéconomiques (ou comment intégrer les anticipations rationnelles des agents économiques), c'est-à-dire des modèles dont la variance subit des variations au cours du temps,
- Raisonner sur l'importance de la distribution conditionnelle à l'information disponible,
- Introduire la non linéarité de sorte à pouvoir étudier l'alternance de périodes de regroupement de volatilités fortes et celles de volatilités faibles.

2.1.2 - Les solutions apportées au problème d'hétéroscédasticité

Engle pressent qu'un champ d'application fécond est la finance, domaine où les anticipations des agents occupent une place centrale dans la formalisation des modèles tout en étant relativement imprévisibles et confèrent au marché une forte volatilité. Il s'inspire alors des travaux pionniers de Mandelbrot (1963) et Fama (1965) qui ont démontré l'inefficacité de la loi Normale standard pour modéliser la distribution empirique des rendements des actifs financiers qui ne sont ni indépendants ni normalement distribués au plan statistique. Ces rendements observent une distribution leptokurtique (plus « pointue » que la loi normale). Par conséquent, les rendements extrêmes en valeur absolue ont une probabilité d'occurrence plus élevée par rapport à ce que prévoit la loi normale. Il s'agit de « phénomène de queues épaisses » (*fat tails*). Afin d'y remédier, Mandelbrot (1963) puis Fama (1965) ont préconisé l'utilisation de lois stables unimodales, symétriques et leptokurtiques (un kurtosis, ou coefficient d'aplatissement, plus élevé que celui de la loi normale, donc supérieure à 3).

Par ailleurs, Mandelbrot (1963) a mis en évidence que les périodes de volatilité où les rendements sont très élevés en valeur absolue tendent à alterner avec des périodes de rendements plus faibles. Autrement dit, il y a alternance de périodes de haute volatilité et de basse volatilité. C'est le phénomène de regroupement de volatilité des rendements financiers ou *volatility clustering*.

Bien que l'article fondateur des modèles ARCH soit paru en 1982 dans la revue *Econometrica*, Engle a résolu les problèmes liés à l'hétéroscédasticité conditionnelle dès 1979. Son raisonnement est parfaitement explicite : « *Ce sont des modèles de moyenne nulle, des processus non corrélés sériellement avec des variances conditionnelles à leur passé non constantes, mais dont les variances non conditionnelles sont constantes. [...] Pour tester si les résidus suivent un processus ARCH, nous employons la procédure du multiplicateur de Lagrange. Le test est simplement basé sur l'autocorrélation du carré des résidus des MCO.* » (1982, p. 987)

Les modèles ARCH permettent de modéliser une **volatilité** qui varie au cours du temps. La volatilité conditionnelle des rendements à l'instant t est une fonction linéaire du carré des observations passées. Ainsi, Engle définit un processus qui prend en compte le phénomène d'hétéroscédasticité conditionnelle en dépassant les processus bilinéaires classiques introduits par Granger et Andersen (1978).

2.2 La modélisation ARCH de Engle (1982)

À partir de l'écriture traditionnelle du modèle, Engle se concentre sur la chronique résiduelle, laquelle contient l'hétéroscédasticité puisqu'elle résulte de l'estimation du modèle initial entre variables endogènes et exogènes.

Soient $r_1, r_2, r_3, \dots, r_n$ des variables aléatoires indépendantes identiquement distribuées (i.i.d) qui représentent les rendements financiers d'un actif donné. Soit $F(r) = \Pr(r_t < r / \Omega_{t-1})$ la fonction de distribution cumulative conditionnelle à l'ensemble informationnel Ω_{t-1} disponible au temps (t-1). Supposons que $\{r_t\}$ suive un processus stochastique :

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t = \mu_t + h_t^{1/2} z_t$$

$$\text{où } \varepsilon_t = h_t^{1/2} z_t$$

$$\text{et } z_t \sim N(0,1)$$

$$\text{avec } h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

et (p) est l'ordre du processus ARCH. Il représente le nombre de retards maximum qui apparaissent dans h_t . On utilise la méthode de Box et Jenkins (1970) pour identifier le nombre de retards significatifs (p) dans l'équation de la variance conditionnelle exprimée comme un processus AR(p) avec constante sur $\{\varepsilon_t^2\}$: (p) sera calculé à partir de la fonction d'autocorrélation partielle (FAP) de la série ε_t^2 . Ainsi, soit r_i , l'autocorrélation partielle au rang i de ε_t^2 , alors le processus ARCH sera d'ordre (p) si r_i est nul, quel que soit $i > p$.

Ce raisonnement est la base de ce qui est communément appelé « effet ARCH(p) » qui consiste à tester l'hypothèse nulle de bruit blanc ($r_i = 0$ pour $i = 1, \dots, p$) contre l'hypothèse alternative (r_i non tous nuls).

Supposons un modèle de régression de Y_t sur X_t , avec ε_t le résidu. Afin de savoir si ce résidu est un processus ARCH, Engle établit une procédure de test en cinq étapes :

- (1) régresser Y_t sur X_t ,
- (2) élever les résidus ε_t^2 estimés au carré,
- (3) les régresser sur une constante et p retards,
- (4) calculer le produit du nombre d'observations par le coefficient de corrélation de cette dernière régression (TR^2),
- (5) tester TR^2 par rapport à un chi-deux à p degrés de liberté.

En 1986, Bollerslev a généralisé le modèle de Engle en proposant une paramétrisation de la variance conditionnelle comme une fonction linéaire du carré des observations passées et des variances conditionnelles retardées. Ce sont les modèles de type GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*). Les modèles GARCH (p, q) s'expriment par :

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t = \mu_t + h_t^{1/2} z_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

$$p \geq 0, q > 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 \quad \forall i \geq 1, i = 1, 2, \dots, p, \beta_j \geq 0 \quad \forall j \geq 1$$

$$\text{et } \sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$$

Notons que le modèle GARCH le plus utilisé empiriquement est le modèle GARCH (1,1). C'est le modèle le plus simple. Cependant, la littérature académique est riche en modèles de plus en plus complexes et sophistiqués. Ces modèles se différencient principalement par une spécification particulière de l'équation de la variance inspirée par les caractéristiques empiriques des données financières (faits stylisés). Ce fait stylisé (skewness négatif) peut s'expliquer par le fait que les rendements de signe négatif sont plus fréquents que ceux de signe positif. D'autre part, la volatilité est en général plus élevée après une chute des marchés qu'après une hausse. Ainsi, les rendements présentent une volatilité dont la réponse est asymétrique face aux variations du marché puisqu'elle augmente davantage lorsque les marchés sont à la baisse que lorsqu'ils enregistrent une hausse. Cette corrélation négative entre la volatilité et le rendement correspond au phénomène d'effet de levier (*leverage effect*). Afin d'appréhender ce phénomène, plusieurs modèles ont été introduits. Ainsi, Nelson (1991) a introduit le modèle *Exponential GARCH model* (EGARCH), Zakoian (1994) le modèle *Threshold ARCH model* (TARCH) et sa version modifiée proposée par Glosten, Jagannathan et Runkle (1993) (GJR)³.

En outre, selon la théorie financière, les investisseurs doivent être récompensés en termes de rendement pour toute prise de risque. Ce fait stylisé est connu sous le nom d'effet *feedback* de

³ Voir par exemple Bollerslev et al. (1991), Lardic et Mignon (2002).

la volatilité (*volatility feedback effect*). Il met en évidence une relation inter-temporelle entre le risque (la volatilité) et le rendement d'un actif. Le modèle ARCH-in-Mean (ARCH-M) introduit par Engle, Lilien et Robins (1987) prend en compte ce phénomène en considérant le risque (la volatilité) comme une variable explicative du rendement (la moyenne conditionnelle). Ainsi, la variation de la variance conditionnelle a un impact direct sur le rendement anticipé de l'actif donné. Tout accroissement du rendement anticipé d'un actif dont le risque a augmenté sera considéré comme une prime de risque. Cette prime de risque doit rémunérer les investisseurs qui acceptent l'incertitude associée à la détention d'actifs risqués.

Ainsi la modélisation de type ARCH vise à décrire les « déformations » induites par les comportements anticipatifs des agents économiques. Cette démarche est étroitement liée aux marchés financiers sur lesquels les jeux d'acteurs se traduisent par une information non déterministe mais conditionnelle qui engendre des comportements erratiques associés à des rémunérations ou prime de risque. Ces comportements erratiques sont repérés dans l'hétéroscédasticité de la variance du processus économique étudié. La présence d'hétéroscédasticité signifie que le processus est exposé à des comportements *non attendus* à la marge. Ainsi, le processus ne suit plus une loi Normale puisque sa variance n'est plus normale statistiquement, ce qui conduit l'analyste à étudier la chronique résiduelle du processus en la considérant comme un processus temporel à part entière. La méthode ARCH invite alors à modéliser cette nouvelle série temporelle en recherchant la nature du processus autorégressif qui la structure. Cette structure autorégressive incarne et décrit la dynamique des comportements anticipatifs des agents économiques au cours du temps.

3. L'analyse de l'article de Barrett (1997)

Nous allons maintenant étudier le papier de Barrett (1997) en parallèle avec celui de Engle, Lilien et Robins (1987). Cette analyse devrait nous conduire à repérer les adéquations théoriques entre les deux papiers, ainsi que les points où Barrett a commis des erreurs d'interprétation.

L'auteur recherche une méthode d'estimation des effets de la libéralisation sur les prix des produits agricoles, ce qu'il nomme « la réponse des prix au mécanisme de libéralisation ». Ses recherches l'amènent logiquement à supposer que ces prix observent une augmentation en moyenne et une diminution en variance. Autrement dit, le niveau des prix augmente de façon plus homogène puisque la dispersion observée de ces prix est réduite. Il suppose qu'il existe un mécanisme d'influence du risque de prix sur le niveau moyen des prix. Il y a donc là matière à traiter le sujet par un modèle de type ARCH-M qui prend en compte les oscillations de la moyenne dans l'information conditionnelle.

Notons que, bien que Barrett parle de *panel*, de système d'équations *simultanées* et de *modèle multivarié*, il indique qu'il procèdera à des estimations univariées pour satisfaire au *critère de degré de liberté* :

« Parce que les données disponibles concernent différentes régions pour chaque produit spécifiques du panel, l'estimation multivariée du système d'équations exigerait de sacrifier

une partie trop grande des données, ainsi j'ai estimé une série de cinq modèles univariés au lieu d'un système multivarié plus flexible estimé avec trop peu de degrés de liberté. » (p. 159)

3.1 Les erreurs d'interprétation⁴

3.1.1 - Des erreurs méthodologiques...

Les développements méthodologiques proposés par Barrett sont pour le moins surprenants. Certainement plus versé dans l'économie (agricole) que dans l'économétrie, il donne tous les résultats économétriques préalables aux modélisations en annexe du papier (p. 172-173). Aucune série n'est présentée, pas plus que les résultats des tests auxquels il fait référence. Ainsi, nous apprenons que toutes les séries qui feront l'objet d'une étude de volatilité suivent un processus autorégressif d'ordre un : AR(1), qu'ensuite les tests réalisés sur les résidus des régressions (équations de la moyenne) sont des bruits blancs...

« La spécification du système a tout d'abord été réalisée par les tests de stationnarité sur les variables dépendantes. Pour chacune des cinq séries, les tests Dickey-Fuller Augmenté ont généré des statistiques en-dessous des valeurs critiques à 5%, conduisant à rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité. Dans l'étape suivante, nous avons réalisé les analyses de Box-Jenkins sur les autocorrélations et autocorrélations partielles. Cette procédure a révélé des structures AR(1) sur chacune des séries. Les Q-statistiques du test du portemanteau de Ljung-Box-Pierce sur les résidus générés par les modèles ci-dessus utilisant une spécification AR(1) sont toutes apparues en-dessous des valeurs critiques du χ^2 , de sorte que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de résidus obéissant à un bruit blanc. » (p. 172)

Barrett nous indique que les résidus de ses modèles sont des bruits blancs. Or, **si une chronique résiduelle obéit à un bruit blanc, elle ne peut pas être hétéroscédastique.**

En revanche, on peut se poser la question de la bonne identification des processus de prix sur lesquels travaille Barrett. Obéissent-ils réellement à des processus AR(1) ? De deux choses l'une : soit les résidus sont des bruits blancs, soit les structures des processus de prix initiaux sont mal identifiées. Notons que des prix volatils obéissent généralement à des processus non stationnaires, intégrés. Quoi qu'il en soit, Barrett se lance dans des « spurious regressions » telles que dénoncées par Granger et Newbold (1974) : les méthodes utilisées ne sont pas cohérentes avec la problématique économétrique. En tout état de cause, son étude est invalidée par la forme même des séries étudiées.

3.1.2 - Des erreurs théoriques...

Il semble que Barrett cherche à condenser les écritures théoriques du processus ARCH-M telles que données dans Engle, Lilien et Robins (1987). Ainsi, il commet deux erreurs d'interprétation (p. 159) :

- L'équation du processus initial de prix chez Barrett est :

⁴ Les confusions les plus significatives sont reportées en annexe 1.

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \sum_i \beta_i X_{it} + \delta h_{it}^{1/2} + u_{it}$$

Cette écriture est fautive ou tout du moins non rigoureuse. Il oublie certains indices régionaux. Son équation devrait alors s'écrire :

$$P_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} P_{it-1} + \sum_i \sum_{j=2} \beta_{ij} X_{it} + \delta_i h_{it}^{1/2} + u_{it}$$

- L'équation de la variance résiduelle intègre, en plus du résidu « normal » et de la variable endogène retardée d'une période, les variables exogènes du processus initial :

$$h_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 u_{it-1}^2 + P_{it-1} + \sum_i \gamma_i X_{it}$$

alors que l'équation du ARCH est : $h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$

L'équation de h_{it} proposée par Barrett démontre un raisonnement erroné. Effectivement, dans son article de 1982, Engle explique que la variance du processus résiduel (h_t) est conditionnelle à l'information disponible. Engle donne alors l'écriture (p. 989) :

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta$$

$$h_t = h(\psi_{t-1}, \alpha)$$

$$\text{et ainsi } h_t = h_\varepsilon(\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-p}, \alpha) h_x(x_t, \dots, x_{t-p})$$

Mais la dernière expression de h_t n'est qu'une forme fonctionnelle, et non celle de l'estimation qui est donnée un peu plus tôt : $h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}, \alpha)$. La variable h_t n'est autre que la variance du processus résiduel ε_t , elle-même issue de l'estimation du processus initial. Cependant, Engle utilise un vecteur noté \tilde{Z}_t pour décrire les processus autorégressifs de la chronique résiduelle au-delà du premier retard (Engle, 1982, p. 997) : $\tilde{Z}_t = (1, e_{t-1}^2, \dots, e_{t-p}^2) / h_t^i$. Mais en aucun cas les variables exogènes de la première étape d'estimation doivent être mobilisées à nouveau □ pas plus que le retard d'ordre un de la variable endogène, P_{t-1} □ dans l'estimation du processus ARCH⁵. De la même façon, Engle, Lilien et Robins rappellent que :

« Le cadre général est donné par :

$$(8) Y_t | X_t, \Pi_t \approx N(\beta' X_t + \delta h_t, h_t^2)$$

$$(9) h_t^2 = \alpha' W_{\eta t} + \gamma' Z_t$$

où X_t et Z_t sont des vecteurs de taille $(k \times 1)$ et $(j \times 1)$ d'exogènes faibles et de variables retardées dépendantes, comme dans Engle, Hendry et Richard (1983). Le vecteur Z_t inclut une constante dont le coefficient représente la composante de variance constante de h_t . Le vecteur de taille $(p \times 1)$ $\eta_t' = (\varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-p}^2)$ où les ε_t sont les résidus de l'estimation : $Y_t - \beta' X_t - \delta h_t$. » (1987, p. 395-396)

⁵ Le lecteur intéressé pourra se référer à Lardic et Mignon (2002, p. 289 et suivantes).

Barrett ne semble pas voir que dans la modélisation ARCH le processus résiduel est considéré à son tour comme un **processus ARMA univarié** dont on recherche la structure⁶.

Ces deux types d'erreurs conduisent Barrett à estimer autre chose que la volatilité d'un processus de prix. Au-delà de l'incohérence méthodologique, il introduit une redondance de l'information dans la variable h_t qui entache considérablement son travail. Sa mauvaise interprétation de ce qu'est h_t , et d'où cette variable provient, l'amènent à réinjecter les exogènes du processus initial de prix dans l'expression de la volatilité alors que cette volatilité en est issue. Réintroduire les variables exogènes dans la variance h_t conduit Barrett à ne plus travailler sur la variance du processus résiduel, donc à ne plus prétendre travailler sur la volatilité du processus initial. Barrett considère deux fois l'ensemble d'information disponible, et introduit une boucle informative dans ces modèles. Il crée artificiellement un problème d'identification et de spécification. Son(ses) modèle(s) tombe(nt) dans la catégorie des régressions fallacieuses. Il utilise des méthodes de traitement de l'hétéroscédasticité dans des modèles qui n'en contiennent pas, et procède à des estimations erronées, biaisées, par réintégration d'un ensemble d'information (les variables exogènes) à une étape de la procédure où elles n'ont pas lieu d'apparaître : ces informations ont servi à modéliser la partie déterministe du processus et n'ont plus rien à faire dans l'expression de la volatilité.

Barrett pense étudier des phénomènes de volatilité. Or, il n'en est rien. Il étudie autre chose... En introduisant une information déterministe dans la variance, Barrett crée des anomalies qui orientent les résultats à venir. Croyant étudier de la volatilité, il semble qu'il étudie des chocs anachroniques : d'une part les exogènes modifient la réalisation de la volatilité, et d'autre part l'utilisation d'exogènes contemporaines (au temps t) sur des réalisations passées crée un biais de cohérence car quelle interprétation donner à *des effets apparus dans le passé causés par des valeurs actuelles* ? Il y a là une véritable incohérence causale. Ce constat est pour le moins perturbant, d'autant que des conclusions d'ordre économique sont proposées à l'issue des estimations économétriques.

3.2 Comparaison des modélisations : ARCH-M de Engle versus « modèle » de Barrett

Pour attester l'incohérence (et les biais) de la modélisation de Barrett, il est nécessaire de réaliser trois types d'estimation étant donné que nous ne disposons pas de ses séries. Ainsi, nous avons procédé à l'estimation de la volatilité à partir du modèle ARCH-M de Engle, Lilien et Robins (1987), puis à celle proposée par Barrett (1997) en considérant qu'il s'est trompé sur le processus générateur en le considérant comme un autorégressif d'ordre 1, et enfin en supposant qu'il a identifié la bonne structure à savoir un processus intégré d'ordre 1. Nous avons utilisé deux séries : le prix national mensuel du riz local décortiqué au Sénégal

⁶ Notons que ces commentaires restent valables dans le cas multivarié où la seule différence réside dans l'adjonction des produits croisés des termes d'erreurs des différentes équations.

sur la période de janvier 1995 à août 2009, et le taux de change du franc CFA au dollar sur la même période⁷. La variable endogène est la série du prix national mensuel du riz local décortiqué au Sénégal, tandis que le taux de change est utilisé comme variable exogène explicative du prix du riz. Les deux séries sont non stationnaires (intégrées d'ordre 1).

Bien qu'ininterprétables, les résultats des modèles « à la Barrett » présentent des distorsions par rapport au modèle ARCH-M. Ainsi, nous pouvons observer que :

		ARCH-M	Modèle de Barrett	
			avec mauvaise identification AR(1)	avec bonne identification I(1)
Équation de la moyenne (première partie du tableau)	Dépendance autorégressive	Dépendance autorégressive à 7 mois : en moyenne une modification majeure sur le niveau des prix mettra 7 mois à se répercuter. Ainsi, la mise en place d'une mesure économique prise aujourd'hui n'aura d'effet que dans 7 mois.	Dépendance autorégressive à 1 mois : en moyenne une modification majeure sur le niveau des prix mettra seulement 1 mois à se répercuter. Ainsi, la mise en place d'une mesure économique aura un effet quasi immédiat.	Idem ARCH-M
	Taux de change (variable exogène)	n'est pas lié au prix du riz	négativement lié au prix du riz, bien que faiblement	Idem ARCH-M
	Impact de la dynamique de la volatilité	Coefficient GARCH négatif : plus le degré d'instabilité des prix augmente, plus il implique une baisse du prix.		
		significatif ⁸	non significatif	Idem ARCH-M
	Tendance	Significative et positive	Non significative et négative	Non significative et positive
Équation de la variance (seconde partie du tableau)	Constante	Non significative et négative	Significative et positive	Idem ARCH-M
	Volatilité	<p>La variance au temps (t) est conditionnée par l'erreur de prévision (anticipation des agents) :</p> <p>ARCH(1) = 19,15% ARCH(2) = 49,99%</p> <p>La distorsion sur la valeur contemporaine du prix,</p>		
			ARCH(1) = 29,94%	ARCH(1) = 78,30%
			<i>L'introduction des variables exogènes fausse</i>	<i>L'introduction des variables exogènes</i>

⁷ Les données sont présentées en annexe 2 et les estimations des modèles en annexe 3.

⁸ Par analogie à la problématique de Barrett, ce coefficient GARCH significatif indiquerait que la libéralisation a eu pour effet de stabiliser (*dévolatiliser*) le marché. Dans les modèles de Barrett (1997), aucun de ces coefficients n'est significatif.

		issue de l'historique (volatilité) s'élève à près de 70% de la dynamique de la variance totale du prix du riz.	<i>l'estimation du coefficient ARCH</i>	<i>fausse l'estimation du coefficient ARCH</i>
	R ²	0.0876	0.9332	-0.0019

Discussion

Les erreurs d'interprétations de Barrett sont lourdes de conséquence, d'autant qu'il en tire des résultats d'ordre économique sur les effets de la libéralisation des prix en Afrique. Au vu des écarts de mesure et surtout de l'incohérence de la modélisation de Barrett, nous ne pouvons accorder un quelconque crédit à ses conclusions. Barrett a souhaité mesurer l'effet de la libéralisation sur les prix de denrées alimentaires. Comme il l'indique dès le résumé de son article « *Il n'y a pas de théorie bien articulée sur la réponse des distributions stochastiques des prix alimentaires aux mesures de libéralisation* ». Cependant, sa mesure des distorsions est erronée.

Parmi les conclusions que tire Barrett de ses modèles, il en est une qui atteste sa mauvaise compréhension des modèles ARCH :

*« De même, on voit dans les **coefficients de tendance des équations conditionnelles de variance** que la volatilité des prix a augmenté uniformément dans la période de pré-reforme, lorsque le système de distribution paraguayen est devenu de plus en plus incertain, alors qu'elle a uniformément diminué avec l'ère de libéralisation. [...] L'évidence se dirige fortement en direction des commerçants exerçant une influence nouvelle et substantielle sur les prix des denrées alimentaires, bien que cette évidence ne doive pas être interprétée comme la conclusion de marchés efficaces. »* (p. 169)

Or, l'équation conditionnelle de la variance ne contient pas de variables exogènes, pas plus qu'une tendance... C'est bien là toute l'erreur de Barrett ! Effectivement, à l'époque les économistes pensaient que la libéralisation des prix allait enrichir les petits producteurs locaux africains. Mais aujourd'hui, nombreux sont ceux qui ont fait *marche arrière* et s'orientent plutôt vers la reconnaissance d'une paupérisation accrue de ces producteurs et des populations notamment du fait d'une volatilité structurelle.

L'analyse économétrique de la volatilité des prix ne se résume pas non plus à la mesure d'un coefficient ARCH dans une équation de variance conditionnelle. Elle s'enrichit par l'adjonction des coefficients GARCH (et leur significativité) dans l'équation de la variance qui intègrent dans le modèle les effets retardés de la volatilité, son historique⁹. Ainsi, la volatilité (équation de la variance) s'interprète à deux niveaux :

- La volatilité *conjoncturelle*, représentée par les coefficients ARCH, qui traduit un effet de court terme des événements perturbateurs sur l'évolution du prix. Elle permet

⁹ Ces coefficients ont été testés dans notre modèle et n'étaient pas significatifs.

d'appréhender les effets fréquents (exogènes). C'est une volatilité induite par le *comportement spontané mais contrôlable* des acteurs sur le marché

- La volatilité *structurelle*, représentée par les coefficients GARCH, qui mesure le degré de persistance de la volatilité au cours du temps. C'est une volatilité induite par le *comportement non contrôlable au cours du temps* des acteurs sur le marché.

La confusion de Barrett peut laisser perplexe d'autant que le papier semble parfaitement cohérent jusqu'à *son* écriture du modèle ARCH-M. Le recours à ce type de modélisation est parfaitement justifié au regard de sa problématique. Pour qui ne connaît pas les modèles ARCH, le papier apporte une vérification économétrique nouvelle des effets de la libéralisation. Les conclusions économiques qu'il en tire sont parfaitement logiques, ordonnées et corroborent ses analyses antérieures. Cependant, il ne s'agit que d'une *illusion* d'analyse de volatilité. Bien que Barrett mesure à un moment donné de ses modèles des coefficients ARCH □ pourtant manifestation de la volatilité □, ses estimations sont complètement faussées par l'introduction des variables exogènes à cet endroit. Dès lors, ses résultats sont faux. En découle des conclusions tout aussi fausses. Malheureusement, non seulement Barrett en déduit des recommandations d'ordre économique, mais ce papier a été (et est encore) largement cité et repris depuis 1997.

Preuve est faite de la difficulté de la *polycompétence du chercheur* selon Edgar Morin. Bien que l'effort scientifique de Barrett soit certainement louable, il a été trahi par sa compréhension erronée de la mesure économétrique de la volatilité. Notre intuition nous pousse à penser que Barrett ne devait pas connaître les motivations de Engle lorsque ce dernier a mis au point la modélisation ARCH en 1982. Ainsi, il ne peut y avoir de polycompétence solide sans un réel investissement pluridisciplinaire. Qui veut manipuler l'économétrie doit connaître aussi bien la science économique que l'économétrie, sans quoi la *confusion de Barrett* a toutes les chances de se reproduire et, malheureusement, d'induire en erreur les décideurs politiques. La *mesure*, en économie tout du moins, ne souffre pas l'à peu près d'autant qu'elle débouche bien souvent sur des recommandations économiques.

Annexe 1 – Les erreurs de Barrett

Les équations ARCH-M de Barrett (1997, p. 159)

$$\begin{aligned}
 P_{it} &= \beta_0 + \beta_1 P_{it-1} + \beta_2 \text{TREND}_t + \beta_3 \text{ER}_t + \beta_4 \text{BP}_t + \beta_5 \text{BUF}_t + \beta_6 \text{STRIKE}_t \\
 &\quad + \sum_{r=1}^3 \Theta_r S_t + \sum_{i=1}^r \phi_i R_i + \delta h_{it}^{1/2} + u_{it} \\
 u_{it} &\sim iidN(0, h_{it}) \\
 h_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{it-1}^2 + P_{it-1} + \gamma_2 \text{TREND}_t + \gamma_3 \text{ER}_t + \gamma_4 \text{BUF}_t + \gamma_5 \text{STRIKE}_t \\
 &\quad + \sum_{r=1}^3 \omega_r S_t + \sum_{i=1}^r \varphi_i R_i.
 \end{aligned} \tag{1}$$

Exemple des modèles ARCH-M de Barrett (1997, p. 161)

Table 1 ARCH-M estimates of real dried bean prices

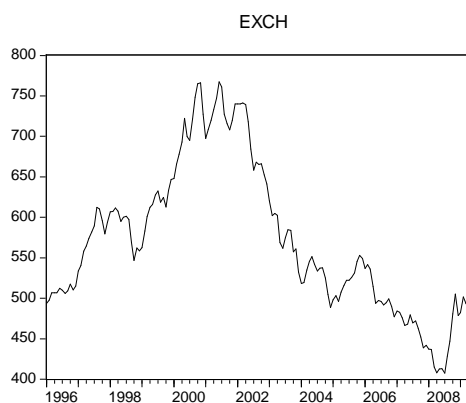
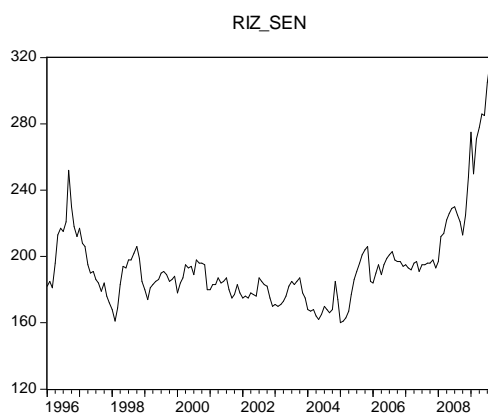
	Pre-reform period		Liberalization period	
	Mean	Variance	Mean	Variance
Constant	226.30 (0.46)	873.90 (0.07)	223.90 (1.79)	438.40 (1.21)
P_{t-1}	0.05 (0.07)	4.48 (31.1)	0.93 (0.02)	4.55 (804.1)
TREND	4.59 (0.59)	2.61 (0.95)	0.002 (0.08)	-6.08 (217.4)
ER	0.86 (0.25)	-2.62 (38.2)	0.04 (0.01)	-1.73 (2357)
BP	-0.21 (0.21)		0.02 (0.08)	
BUF			-1.18 (0.56)	-0.34 (0.10)
STRIKE			-1.96 (1.60)	0.09 (0.02)
δ (risk term)	0.96 (16.0)		0.08 (0.28)	
α_1 (ARCH term)		0.02 (14.3)		0.14 (501.2)
Regional dummies				
Vakinankaratra	-30.2 (2.77)	103.6 (0.03)	-2.03 (1.64)	-0.12 (0.01)
Fianarantsoa	14.5 (2.78)	0.9 (0.02)	-3.46 (1.62)	-0.11 (0.01)
Mananjary	83.4 (2.71)	-323.3 (0.28)	-1.67 (1.74)	-0.03 (0.01)
Farafangana	100.3 (2.79)	-320.4 (0.02)	0.63 (1.65)	-0.11 (0.02)
Ambat'zaka	100.7 (2.77)	-267.1 (0.02)	-0.67 (1.55)	0.90 (0.21)
Mahajanga	154.2 (3.49)	-48.9 (0.00)	1.81 (1.52)	-0.01 (0.11)
Antsohihy	80.6 (2.84)	-126.7 (0.02)	-2.39 (1.63)	-0.08 (0.02)
Toliary	-82.2 (3.40)	1254.0 (0.43)	4.52 (1.52)	-0.05 (0.03)
Antsiranana	130.9 (3.33)	67.4 (0.01)	-3.41 (0.99)	-0.06 (3.48)
Antalaha	188.0 (14.9)	-536.7 (0.04)	1.05 (4.84)	0.21 (0.65)
Seasonal dummies				
April-June	86.2 (0.23)	-472.7 (0.05)	-2.17 (0.09)	-0.14 (20.9)
July-September	5.61 (0.21)	68.6 (0.02)	2.37 (0.88)	0.12 (19.0)
October-December	66.9 (0.23)	-264.3 (0.03)	-0.54 (0.32)	2.18 (0.77)
n	264		792	
R^2	0.81		0.97	

Asymptotic standard errors in parentheses.

Annexe 2 – Données et résultats économétriques

Tableaux des données

Nom	Prix du riz au Sénégal	Taux de change
Variable	Riz_sen	Exch
Type	endogène	exogène
Période	Janvier 1996 à août 2010	
Périodicité	mensuelle	
Identification	I(1)	I(1)



Identification : tests de racine unitaire

	Riz local		Taux de Change	
	en niveau	diff. premières	en niveau	diff. premières
Test UR (ADF)	0.324602 (-1.942655) [0.7782]	-11.54886 (-1.942666) [0.0000]	-0.215510 (-1.942677) [0.6073]	-9.083773 (-1.942677) [0.0000]

Les tests effectués au seuil critique de 5%, avec (valeur critique tabulée) et [probabilité critique]

Diagnostic des résidus

Tests	Modèle MCO	Modèle ARCH-M
Durbin-Watson	1.686370 {d1 = 1.68 ; d2=1.79}	1.485639 {d1 = 1.68 ; d2=1.79}
Portemanteau (2)	3.4399 [0.179]	2.7036 [0.259]
Portemanteau (4)	6.0347 [0.197]	3.0759 [0.545]
Portemanteau (8)	8.7225 [0.366]	3.8868 [0.867]
ARCH-LM test (4)	51.05402 [0.000000]	1.934217 [0.858170]

Test de Normalité	Skew : -0.060324 Kurt : 12.69182 JB : 657.6217 [0.00000]	Skew : 0.134001 Kurt : 4.902623 JB : 25.84261 [0.000002]
-------------------	--	--

Les tests effectués au seuil critique de 5%, avec [probabilité critique]

Annexe 3 – Estimation des modèles

Modèle ARCH-M selon Engle, Lilien et Robins (1987)

Dependent Variable: DRIZ_SEN				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.018882	0.007701	-2.449139	0.0143
DRIZ_SEN(-7)	-0.164274	0.030804	-5.332868	0.0000
DEXCH	0.020057	0.029557	0.678591	0.4974
@TREND	0.019027	0.010001	1.902495	0.0571
C	-1.122826	1.081088	-1.038607	0.2990
Variance Equation				
C	23.73880	3.119092	7.610742	0.0000
ARCH(1)	0.191509	0.119416	1.603722	0.1088
ARCH(2)	0.499900	0.134801	3.713928	0.0002
R-squared	0.095246	Mean dependent var	0.226190	
Adjusted R-squared	0.055883	S.D. dependent var	9.820974	
S.E. of regression	9.543729	Akaike info criterion	6.837834	
Sum squared resid	14573.24	Schwarz criterion	6.988594	
Log likelihood	-566.3781	Hannan-Quinn criter.	6.898208	
F-statistic	2.406229	Durbin-Watson stat	1.538159	
Prob(F-statistic)	0.022830			

Modèles ARCH-M « à la Barrett » (1997)

Mauvaise identification du processus générateur : AR(1) au lieu de I(1)

Dependent Variable: RIZ_SEN				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.035794	0.018664	-1.917777	0.0551
RIZ_SEN(-1)	0.985734	0.046346	21.26889	0.0000
EXCH	-0.013116	0.006426	-2.040996	0.0413
@TREND	-0.001278	0.018168	-0.070323	0.9439
C	12.87613	7.592619	1.695875	0.0899
Variance Equation				
C	-65.16783	54.67015	-1.192018	0.2333
RESID(-1)^2	0.299376	0.113029	2.648655	0.0081
RIZ_SEN(-1)	1.082892	0.258082	4.195916	0.0000
EXCH	-0.139703	0.046249	-3.020657	0.0025
@TREND	-0.243907	0.182004	-1.340123	0.1802
R-squared	0.933234	Mean dependent var	201.8000	
Adjusted R-squared	0.929593	S.D. dependent var	38.63460	
S.E. of regression	10.25145	Akaike info criterion	6.878549	
Sum squared resid	17340.23	Schwarz criterion	7.059394	
Log likelihood	-591.8731	Hannan-Quinn criter.	6.951905	
F-statistic	256.2592	Durbin-Watson stat	1.410812	

Bonne identification du processus générateur : I(1)

Dependent Variable: DRIZ_SEN				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	-0.015998	0.004354	-3.674370	0.0002
DRIZ_SEN(-7)	-0.102925	0.045133	-2.280451	0.0228
DEXCH	-0.009211	0.037223	-0.247449	0.8046
@TREND	0.011343	0.010227	1.109211	0.2673
C	-0.346460	0.924927	-0.374581	0.7080
Variance Equation				
C	13.87174	8.543142	1.623728	0.1044
ARCH(1)	0.783045	0.146406	5.348466	0.0000
DRIZ_SEN(-7)	0.179035	0.261631	0.684303	0.4938
DEXCH	-0.471427	0.300753	-1.567489	0.1170
@TREND	0.161260	0.077849	2.071447	0.0383
R-squared	-0.001880	Mean dependent var	0.226190	
Adjusted R-squared	-0.058949	S.D. dependent var	9.820974	
S.E. of regression	10.10630	Akaike info criterion	6.921945	
Sum squared resid	16137.68	Schwarz criterion	7.107895	
Log likelihood	-571.4434	Hannan-Quinn criter.	6.997413	
Durbin-Watson stat	1.574179			

Références bibliographiques

- Baillie R.T. (1996) □Long memory processes and fractional integration in econometrics□, *Journal of Econometrics*, 73(1), p. 5-59.
- Baillie R.T. – Bollerslev T. – Mikkelsen H.O (1996) □Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity□, *Journal of Econometrics*, 74(1), p. 3-30.
- Barrett C.B. (1997a), □Liberalization and food price distribution : ARCH-M evidence from Madagascar□, *Food Policy*, 22(2), 155-173.
- Barrett C.B. (1997b), □Food marketing Liberalization and Trade Entry: Evidence from Madagascar□, *World Development*, 25(5), 763-777.
- Bollerslev T. (1986) □Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity□, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, No. 3, pp. 307-327.
- Bollerslev T., Chou R.Y., Jayaraman N., Kroner K.F.(1991) « Les modèles ARCH en finance : un point sur la théorie et les résultats empiriques », *Annales d'économie et de statistique*, 24, p. 1-59.
- Bollerslev T. et Mikkelsen H.O. (1996) □Modeling and pricing long memory in stock market Volatility□, *Journal of Econometrics*, 73, 151-184.
- Ding Z., Granger C.W.J., Engle R.F. (1993) □A long memory property of stock market returns and a new model□, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1, No. 1, pp. 83-106.
- Ding Z. et Granger C.W.J. (1996) □Modeling volatility persistence of speculative returns:A new approach□, *Journal of Econometrics*, 73, 185–215.
- Engle R.F. (1982) □Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation□, *Econometrica*, 50(4), p. 987-1007.
- Engle R.F. – Lilien D.M. – Robins R.P. (1987) □Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M□, *Econometrica*, 55(2), p.391-407.
- Engle R.F. (2004) □Autobiography□, *Les Prix Nobel. The Nobel Prizes 2003*, Editor Tore Frängsmyr, [Nobel Foundation], Stockholm.
- Engle R.F., Bollerslev T. (1986) □Modelling the persistence of Conditional Variances□, *Econometric Reviews*, 5, 1-50.
- Engle R.F. et Lee G. (1999) □A permanent and transitory component model of stock returnvolatility□. In R.F. Engle and H.White (ed.), *Cointegration, Causality, and Forecasting:A Festschrift in Honor of Clive W.J. Granger*, (Oxford University Press), 475–497.
- Fama E.F. (1965) □The Behaviour of Stock Market Prices□, *Journal of Business*, Vol. 38, No. 1, pp. 34-105.
- Glosten L.R. - Jagannathan R. - Runkle D. (1993) □On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks□, *Journal of Finance*, 48(5), pp. 1779-1801.
- Granger C.W.J. et Newbold P. (1974) □Spurious regressions□, in *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.
- Lardic S. et Mignon V. (2002) *Économétrie des series temporelles macroéconomiques et financières*, Economica, Paris.

- Lucas R.E. (1972) "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4, p.103-124.
- Mandelbrot B. (1963). "The variation of Certain Speculative Prices", *Journal of Business*, 36(4), pp. 394-419.
- Mignon V. (2010) *La macroéconomie après Keynes*, Coll. Repères, La Découverte, Paris.
- Morin E. (1994) « Sur l'interdisciplinarité », *Bulletin Interactif du Centre International de Recherches et Études transdisciplinaires*, n° 2.
- Muth J. (1961) *Rational expectations and the Theory of Price Movements*, *Econometrica*.
- Nelson D.B. (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns:A New Approach", *Econometrica*, 59(2), pp. 347-370.
- Zakoian J-M. (1994) "Threshold Heteroskedastic Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), pp. 931-955.